

## Sociální participace ve vyšším věku ve vztahu k partnerské dráze\*

PETR FUČÍK\*\*

Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno

### Social Participation of Older Adults in Relation to Their Partnership History

**Abstract:** How will the instability and diversity of family forms today impact the nature of people's close social relationships in the future when they are older? In this article I examine how the social participation of older adults is impacted by their different partnership histories. I am particularly interested in whether there are any differences in the social participation (activities involving contact with family, friends, acquaintances, children, grandchildren) of people who experienced divorce in life (I use a decomposition of the divorce rate to distinguish between those who had this experience when they were relatively young, middle-aged, or older). The data source for this analysis is the panel survey 'Dynamics of Change in Czech Society' and especially one unique component of the survey, which are the diaries on how people spend their time. Out of the total sample of respondents who maintained daily diary entries, I analyse the responses of those over the age of 60. The hypotheses that a lower level of social participation would be observed among people who had experienced divorced and that divorcing later in life would have a stronger negative effect on social participation are not confirmed by the data. The level of social participation measured using time-use diaries is found to be comparable across different partnership histories and irrespective of when in life a person gets divorced. In the conclusion of the article, I discuss these findings in a criticism of the overly negative paradigm that governs research on divorce in the social sciences.

**Keywords:** social participation, old age, divorce, partnership trajectory/history, consequences of divorce

*Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 2021, Vol. 57, No. 2: 165–191

<https://doi.org/10.13060/csr.2021.012>

---

\* Tento výzkum byl finančně podpořen Technologickou agenturou ČR grantem TJ03000002. Tento grant financuje českou část projektu GENPATH: GENPATH je součástí GENDER-NET Plus ERANET COFUND sítě projektů, financované v rámci programu EU Horizon 2020, grant číslo 741874.

\*\* Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Petr Fučík, Ph.D., Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Joštova 10, 602 00 Brno, e-mail: [fucik@fss.muni.cz](mailto:fucik@fss.muni.cz).

## Úvod

Sociální kontakty ve stáří jsou častým tématem výzkumů i polem pro sociální práci. Studie poukazují na závažné důsledky sociální izolace, jež zahrnují zdravotní rizika [Holt-Lunstad, Smith, Layton 2010; Holt-Lunstad et al. 2015], psychologické problémy [Smith, Victor 2019], pocity strachu, osamělosti a vyloučení [Vozikaki et al. 2018; Weldrick, Grenier 2018]. Pokud jde o faktory, jež zvyšují riziko sociální izolace, studie se obvykle zabývají okolnostmi přítomnými ve stáří nebo bezprostředně předcházejícími [Malcom, Frost, Cowie 2019], zároveň však často vycházejí ze zřejmého faktu, že pozdější etapy života v sobě mohou kumulovat vlivy všech předchozích [Dahlberg, Andersson, Lennartsson 2018]. Ve svém textu chci prozkoumat jeden aspekt dlouhodobých faktorů, jež mohou ovlivnit sociální participaci ve stáří, totiž podobu partnerské dráhy a konkrétně přítomnost rozvodu v ní. Rodinné vztahy jsou ve veřejném i odborném diskurzu vnímány jako klíčový faktor, jenž ovlivňuje kvalitu života v mnoha oblastech včetně sociální participace [Coltrane, Adams 2003]. Základní vazbou, od níž se odvíjí ostatní rozsáhlejší rodinné sítě, je partnerství. V tomto ohledu však dochází v druhé půli 20. století k významným změnám – partnerství se stávají křehčími (rozvodovost, rozpady kohabitací) a jejich podoba se na sklonku tisíciletí deinstytucionalizuje (nesezdaná soužití, rodičovství mimo manželství [srov. Cherlin 2004, 2020]) a rozrůžňuje (složené rodiny). Tyto okolnosti také komplikují vztah rodičů s potomky, a to zejména v mužské části populace. To vše znamená, že se postupně zvyšuje podíl osob, jež během své životní dráhy zažijí rozvod, rozpad nesezdaného soužití, dlouhodobé „singlovství“ či kombinaci různých stavů. Sice jde o jevy generačně rozložené velmi nerovnoměrně a současná generace seniorů je jimi ovlivněna v podstatně menší míře než mladší věkové skupiny, nicméně již nyní má smysl ptát se, jak zvýšená nestabilita partnerství ovlivňuje sociální vztahy ve vyšším věku.

Konkrétně mě zajímá, jak se vliv rozvodu promítne do sociální participace ve vyšším věku. Ačkoliv existují studie, které dokládají, že partnerská situace je důležitým faktorem ovlivňujícím sociální sítě či pocit osamělosti ve stáří [Štípková 2019; Lampraki et al. 2019], zajímá mne, jakou roli hraje výskyt rozvodu v celé životní dráze i u těch, kteří se rozvedli před dlouhou dobou, případně navázali další partnerství či uzavřeli další sňatek. Pro úplnost obrazu doplním také srovnání s využitím současného rodinného stavu ve stáří a také výsledky konfrontuji se situací vdov a vdovců, neboť bez tohoto kontextu by byla analýza neúplná. V obecnějším rámci hledám ve své analýze indicie k úvahám, jak se současná nestabilita a rozmanitost rodinných forem v budoucnu promítnou do podoby sociálních vztahů ve stáří.

## Současný výzkum důsledků rozvodu pro sociální kontakty

Široká oblast výzkumu je věnována důsledkům rozvodů pro rozvádějící se ve smyslu krátkodobých či střednědobých obtíží včetně změn v četnosti a kvalitě sociálních kontaktů nebo subjektivně prožívané osamělosti [Amato 2000; Tilburg, Aartsen van der Pas 2015; Tilburg, Suanet 2019; Lampraki et al. 2019]. Pokud jde o časovou dynamiku těchto důsledků, Amato [2010] uvádí, že evidence pro výskyt dlouhodobých dopadů je rozporuplná. Na jednu stranu výzkumy ukazují silný adaptační efekt, který důsledky rozvodu zahlazuje, na druhou stranu existují chronické dopady, projevující se dlouho po rozvodu [Amato 2010: 659]. Specializované studie relevantní pro naše téma pracují s obecnějším rámcem dlouhodobých partnerských drah na straně jedné a/nebo s dlouhodobými dopady ve smyslu sociálních kontaktů ve stáří [Pinquart 2003; Dykstra, De Jong Gierveld 2004; Leopold 2018; Štípková 2019]. Leopold [2018] z německých dat socioekonomického panelu (SOEP) zjišťuje, že u lidí, kteří se rozvedli mezi lety 1984–2015, jsou krátkodobé důsledky rozvodu tíživější u mužů (zejména v oblasti subjektivní kvality života), ve střednědobém horizontu tento rozdíl mizí a v dlouhodobém pohledu začínají vyvstávat spíše závažnější dopady na ženy. Leopold uzavírá, že zatímco negativní dopady rozvodu jsou pro muže přechodné, u žen mají tendenci být chronické, a to zejména v dlouhodobých disproporcích příjmu domácnosti a riziku chudoby v samoživitelství.

Rada výzkumů poukazuje také na fakt odlišných životních drah mužů a žen po rozvodu [Crowley 2019a; Wu, Schimmele 2005; Maslauskaitė, Baublytė 2015], což je jeden z potenciálních zdrojů odlišného rizika osamělosti ve stáří. Zda je v důsledku a mnohem později ve stáří dopad tíživější pro muže, či pro ženy, je obtížné říci, protože u obou pohlaví existují velmi odlišné porozvodové okolnosti vedoucí k nejednoznačným efektům rozvodu. Ženy mají tendenci po rozpadu partnerství častěji a déle zůstat samy (v literatuře označováno jako *gender-gap in repartnering* [srov. Poortman, Hewitt 2015; Kreidl, Hubatková 2017]), takže mezi nimi najdeme více případů dlouhodobého „singlovství“, jež ve stáří může zvyšovat riziko osamělosti. Na druhé straně, ve většině zemí donedávna téměř vždy, nyní stále v převážné míře zůstávají děti po rozvodu v domácnosti matek [Cancian, Meyer 1998; Cancian et al. 2014]. Muži tedy sice navazují častěji nová partnerství po rozvodu (právě přítomnost/nepřítomnost dětí je v literatuře považována za jeden z klíčových faktorů *gender gap in repartnering* – srov. [Ivanova, Kalmijn, Uunk 2013]), ale hrozí jim častěji omezený kontakt s potomky [Kalmijn, De Vries 2009; Hank 2007; Tomassini et al. 2004] či obecněji zvýšené riziko osamělosti ve stáří [Dykstra, De Jong Gierveld 2004].<sup>1</sup>

<sup>1</sup> V tomto ohledu pochopitelně hraje roli povaha a trvalost partnerství vyšších pořadí. Ačkoliv tyto nové rodiny v minulosti pro muže znamenaly náhradu původních rodinných vztahů, s posunem sňatečnosti, plodnosti i rozvodovosti do vyššího věku lze do budoucna předpokládat, že tento model bude oslabovat.

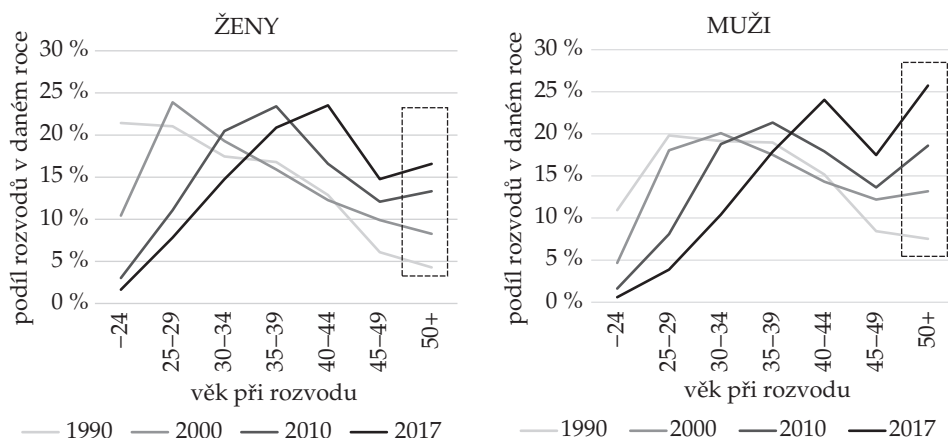
## **Pozice rozvodu v životní dráze**

Pozice rozvodu v životní dráze může produkovat dvě roviny vzájemně protikladných mechanismů vedoucích k odlišným důsledkům ve stáří. Je-li rozvod uskutečněn v relativně nižším věku, je vyšší šance adaptace a zahlazení jeho negativních dopadů, než přijde stáří. Na druhé straně se tyto rozvody odehrávají v důležitém formativním období, kdy jsou v domácnosti přítomny nezletilé děti, a mají tedy významnější vliv na možnosti budování a udržování mezigeneračních vztahů během následujících životních etap. Naproti tomu pozdější rozvod může znamenat prolnutí porozvodové adaptační fáze až do vyššího věku, tedy citelnější dopady i ve stáří, jeho důsledky však nemusejí být tolik závažné pro vztahy a kontakty s potomky, kteří již jsou dospělí.

Faktem je, že rozvodovost má postupně tendenci posouvat se do vyššího věku a přibývá i rozvodů ve věkových skupinách, jež byly v tomto ohledu dříve marginální. Fenomén „šedých rozvodů“ (gray divorce) je zmiňován v zahraniční literatuře jako trend, jenž se vyskytuje prakticky ve všech evropských a částečně i mimoevropských společnostech [Brown, Lin 2012; Crowley 2019b; Lin et al. 2018], kdy významně přibývá rozvodů ve věkových kategoriích 50 a více let. Brown a Lin [2012] zkoumali, jaké faktory ovlivňují rozhodnutí rozvést se ve vyšším věku, a zejména se zaměřili na koincidenci rozvodu se třemi typy tranzic – odchodem dětí z domácnosti rodičů (syndrom prázdného hnízda), přechodem jednoho z partnerů do důchodu (obvykle dříve muže, kvůli věkovému rozdílu) a výskytem zdravotních potíží. Podle jejich výsledků však žádné z těchto okolností nehrají v rozhodování podstatnou roli. Z jejich závěru plyne, že „šedý rozvod“ ohrožuje spíše sociálně znevýhodněné rodiny. Pokud by tedy platilo, že rozvod snižuje míru sociálních kontaktů ve stáří, existuje zde riziko kumulativního efektu znevýhodnění.

Výše zmínění Brown a Lin [2012] sice popisují individuální faktory vedoucí k rozhodnutí o rozvodu ve vyšším věku, ale neodpovídají na otázku, jaké okolnosti vedou k tomu, že daných rozvodů přibývá. Vedle strukturálního vysvětlení zvýšeným podílem starších sňatkových kohort (kvůli změně časování sňatečnosti) je relevantní také teze o proměně hodnotových orientací – tedy předpoklad, že starší kohorty, socializované v dřívějších dobách do tradičních rolí partnerů, jsou vystaveny kultuře individualizovaného postmoderního pojetí vztahů a přehodnocují svůj pohled na partnerství [Brown, Wright 2019]. Vývoj věkového rozložení rozvodů v České republice ukazuje Graf 1, z něhož je patrné, že mezi lety 1990 a 2017 vzrostl podíl věkové kategorie 50+ mezi rozvádějícími se muži z 8 % na 26 % a u žen z 4 % na 17 %. Celkově tedy dochází k významné proměně, kdy se podstatná část rozvodů odehrává v odlišné životní fázi, než tomu bylo před třiceti lety. Tato proměna vytváří poptávku po specifickém zkoumání vlivů rozvodovosti až do seniorského věku i v České republice.

Příčiny zmíněných trendů ve věkovém rozložení rozvodovosti je možno rozdělit do více jevů. V rámci populace osob v manželství narůstá proporce star-

**Graf 1. Rozložení rozvodů v daných letech podle věku mužů a žen**


Zdroj: ČSÚ, Pohyb obyvatelstva, vlastní výpočty.

ších kohort (snižování porodnosti znamená méně početné mladší kohorty, prodlužování naděje dožití znamená existenci početnějších kohort dlouhotrvajících manželství). Zároveň v rámci mladších kohort narůstá podíl nesezdaných soužití, což ještě dále snižuje jejich podíl v populaci existujících manželství. Samotné strukturální vysvětlení však nárůst rozvodů ve vyšším věku nepokryje plně. Podstatné také je, že se prodlužuje průměrná délka manželství při rozvodu. Dle Českého statistického úřadu byla v roce 1990 rozváděna manželství průměrně po 10,1 roku a v roce 2018 to bylo již 13,4 roku [ČSÚ 2019]. To znamená, že nejde jen o zvýšený podíl starších kohort v rámci množiny existujících manželství, ale také o zvýšenou míru rozvodovosti v rámci daných kohort – tedy proměnu uvažování o partnerství a rozhodování o rozvodu.

## Český výzkum v dané oblasti

Jaké charakteristiky partnerských drah mohou hrát roli v míře sociálního zapojení současných českých seniorů? K zásadním demografickým proměnám, které země západní Evropy zaznamenávají již od poslední třetiny 20. století, dochází v České republice až v jeho úplném závěru. Výjimkou je rozvodovost, která roste během celého 20. století a v jeho druhé polovině takřka lineárně, podobně jako v zahraničí, bez výrazných výkyvů daných změnou režimu. Tento růst se zastavuje na začátku 21. století, kdy stagnuje na úrovni přibližně padesátiprocentní úhrnné rozvodovosti. V současnosti již pomalu začínají přicházet do seniorského věku generace, které zakládaly rodinu nebo prožily většinu rodinného života

v době podstatných proměn: destigmatizace rozvodu či výchovy dítěte jedním rodičem, narůstající akceptace nesezdaného soužití jako trvalé alternativy manželství, posunu rodičovství do vyššího věku i jeho proměny z hlediska intenzity i kulturního rámce rodičovství a dětství.

Hubatková a Petrová Kafková [2017] ukazují na datech *Životní role*, že frekvence kontaktů s potomky je podstatně nižší u lidí, kteří jsou rozvedení, zde se však jedná pouze o efekt současné situace – současného rodinného stavu – nikoliv zkušenosti s rozvodem během životní dráhy. Podobně Štípková [2019] na české části dat *SHARE* zjišťuje, že rodinný stav hraje podstatnou roli v subjektivní osamělosti (měřeno R-UCLA škálou) a charakteru sociálních sítí (měřeno přítomností partnera, příbuzných a přátel v síti). Podle jejích výsledků vyjadřovali nejnížší osamělost starší lidé v manželství, nejvyšší naopak vdovy a vdovci. Vliv rozvodu byl mezi oběma krajními póly. Štípková mimo jiné konstatuje, že vliv rozvodu a vdovství je odlišný podle pohlaví a hraje v něm roli časování dané události v životní dráze. Muži v jejích výsledcích vyjadřují vyšší míru osamělosti v souvislosti se ztrátou partnerky než ženy. Studie Žilínčkové a Kreidla ukazuje taktéž na datech *SHARE*, že rozvedení lidé s menší pravděpodobností poskytují prarodičovskou péči, a tudíž je omezen jejich styk s vnoučaty [Žilínčková, Kreidl 2018].

Důležitým kontextem pro téma dlouhodobých důsledků rozvodovosti je také výzkum na poli resilience, jehož výsledky ve vztahu k seniorské populaci zprostředkovali a v českém prostředí rozšířili Lakomý a Petrová Kafková [2017]. Koncept resilience se z psychologického pojetí osobnostních vlastností posunul k souhrnu adaptačních strategií a zdrojů, mezi něž patří také využití sociálních kontaktů. Práce Lakomého a Petrové Kafkové ukazuje, že v tomto ohledu bývají úspěšnější ženy.

Nad rámec uvedených studií je specifikem mojí analýzy především zaměření na dlouhodobé efekty výskytu rozvodu v životní dráze. Nebudu se primárně zaměřovat jen na lidi, kteří v době vyplnění dotazníku byli rozvedení (což v jistém smyslu zkresluje zjišťované efekty rozvodu, protože je měříme pouze u těch, kteří nejsou v novém partnerství), ale soustředím se na zkušenost s rozvodem během života i u těch, kteří vstoupili do nového vztahu. Inovativní je také využití jiného způsobu měření sociální participace ve stáří, pro niž zatím nebyly v žádném výzkumu z ČR využity záznamy z časových snímků – jde tedy částečně také o test, zda je možné danou metodu využít, a v neposlední řadě také přehled o rozsahu daných aktivit ve starší části populace. Základní předpoklady, jež plynou z literatury, lze shrnout do dvou hypotéz, které budu v analýze testovat: (1) Výskyt rozvodu v životní dráze snižuje rozsah sociální participace ve stáří. Tato hypotéza předpokládá, že rozvod je událost, která rozvazuje vazby a přetrhává kontakty. I u lidí, kteří později vstoupí do nových partnerství, je možné vliv rozvodu očekávat, neboť jejich vztahy se rozvodem proměnily. (2) Čím později k rozvodu dochází, tím výraznější snížení sociální participace lze očekávat. Tato hypotéza je postavena na předpokladu postupně odeznívajících dopadů rozvodu, které budou v důsledku působení faktorů resilience tím slabší, čím dále od rozvodu je měříme.



## Data a metody

Zdrojem pro analýzu jsou data z šetření *Dynamika změny v české společnosti* (známé také pod zkratkou *CHPS – Czech Household Panel Survey*, což je využíváno častěji v zahraničních publikacích). Jedná se o rozsáhlé šetření, v němž byly tytéž domácnosti dotazovány ve čtyřech vlnách od roku 2015 do roku 2018. V rámci jedné domácnosti byl vyplněn dotazník za domácnost, individuální dotazník minimálně za jednoho člena domácnosti a mezi dalšími nástroji byly použity také tzv. časové snímky.<sup>2</sup> Pro moje účely je nejvhodnější kombinace dat z individuálního dotazníku druhé vlny výzkumu z roku 2016, jenž obsahuje retrospektivní údaje o partnerské dráze, a časových snímků pro dané panelové osoby ze všech vln. Datový soubor omezuji věkem 60 a více let, což při započtení dalších omezení (viz níže) znamená rozsah 2 215 případů pro analýzu.

### *Popis závisle proměnné: sociální participace zachycená časovými snímky*

V předchozí části byly jmenovány výsledky studií, které zkoumaly, jak subjektivní aspekty (osamělost, vnímání kvality kontaktů), tak objektivní parametry sociální participace ve stáří (frekvence kontaktů, kvalita sítí, rozsah sítí). Ve své analýze nebudu pracovat se subjektivní percepcí participace či pocity osamělosti, ale se záznamy o četnosti a délce aktivit, z nichž některé jsou přímými indikátory frekvence a rozsahu sociálního kontaktu (styk s dětmi, rodinou, přáteli, péče), jiné považuji za indikátory proparticipativních typů jednání, tedy takového, jež zvyšuje šanci na sociální participaci (v dotazníku CHPS to jsou: dobrovolnictví, kultura, sport, internet/sociální sítě). Aktivita tohoto typu mohou být formou sociální participace samotné (například návštěva koncertu se skupinou přátel) nebo zvyšují její pravděpodobnost. Jako doplněk používám kontextuální proměnnou indikující opak (sledování TV).<sup>3</sup> Údaje o času věnovaném daným aktivitám jsou dostupné v rámci časových snímků, jež dobrovolně vyplnila část zúčastněných respondentů z oslovených domácností (takže jejich vzorek není totožný s celkovým vzorkem výzkumu). V této části šetření zaznamenávali dotázaní, jak trávili včerejší den, do 24 kategorií aktivit/forem trávení času a 48 půlhodinových časových intervalů.<sup>4</sup> V analýze pracuji s daty časových snímků spojených za všechny čtyři vlny výzkumu. Spojením usiluji o zvýšení robustnosti analýzy – jednak zvyšuji podíl vyplněných snímků doplněním časového snímku panelových osob, které jej nevyplnily v roce 2016, ale jindy. Jednak můžu rozšířit reliabilitu dat vy-

<sup>2</sup> Podrobnější údaje o výzkumu jsou dostupné na webu výzkumu <http://promenyceske-spolecnosti.cz> a detailní technické údaje k datovým souborům jsou k dispozici v Sociologickém datovém archivu pod kategorií České panelové šetření domácností (CHPS) <http://nesstar.soc.cas.cz/webview/>.

<sup>3</sup> Celkem tedy jde o devět proměnných, jejichž přesné znění uvádím spolu s popisnými výsledky v následující kapitole.

<sup>4</sup> Časový snímek byl také doplněn o informaci, zda šlo o všední den, či víkend a dále zda z pohledu respondenta šlo o den obyčejný, nebo něčím výjimečný (např. nemoc, dovolená,

užitím více časových snímků téže osoby z různých let.<sup>5</sup> Pochopitelně však nemá smysl uvažovat o spolehlivosti jednotlivých časových snímků jako o reprezentativním průřezu životním stylem respondenta – na to jsou až příliš ovlivněny náhodou. Domnívám se však, že při hromadném zpracování časových snímků dochází v podstatě k náhodnému výběru dní a agregovaná data již nesrovnatelně spolehlivěji zachycují rozdíly v charakteristickém chování daných skupin.

V regresních modelech využiji souhrnný součtový index, jenž vznikne sloučením času věnovaného osmi aktivitám indukujícím sociální participaci a proparticipativní aktivity. Konzistenci těchto položek nekontroluji, neboť tento předpoklad hraje roli při konstrukci postojových baterií, ale nikoliv v situaci, kdy každá aktivita nezávisle na ostatních indikuje sociální kontakt či jeho pravděpodobnost a nemusí platit předpoklad provázanosti mezi nimi coby indicie pro validitu celkového indexu.<sup>6</sup> Další technickou poznámku zasluží váha jednotlivých položek – do součtu se budou mnohonásobně více promítat relativně častější aktivity (srov. například kontakt s rodinou, přáteli vs. dobrovolnictví). Tento fakt považuji za přijatelný v situaci, kdy mi jde o indikaci četnosti kontaktů, jež má jedinec šanci potkat. Na druhou stranu můžeme namítnout, že pocit osamělosti zaženou významné, byť méně časté aktivity, jako je právě dobrovolnictví, kulturní akce, což by byl argument pro standardizaci či vážení položek. V tomto případě však do analýzy částečně zanášíme předpoklad o dalším prvku kauzálního řetězce (subjektivním významu aktivit), což pro mé účely není vhodné, a budu tedy pracovat se součtem nevážených hodnot, což lze jednoduše interpretovat jako čas, který během včerejšího dne daný respondent věnoval aktivitám vedoucím k sociálnímu kontaktu. Vedle použití součtového indexu však prezentuji výsledky srovnání rozsahu jednotlivých aktivit.

#### *Popis nezávisle proměnné: retrospektivní údaje o rozvodu v partnerské dráze*

Ačkoliv pojem partnerská dráha je obecnější koncept zahrnující mnoho aspektů partnerství, v následující analýze jej budu používat ve smyslu výskytu a časování

---

služební cesta). Úvodní instrukce zněla: *Jak jste trávil(a) včerejší den? Zaznačte prosím do tabulky na druhé straně, co jste dělal(a) včera v jednotlivých časech. Tabulka začíná včera ráno v šest hodin a končí dnes ráno. Váš den je tu rozdělen na půlhodiny. Udělejte vždy čáru v tom políčku, které odpovídá času a činnosti, kterou jste v tu dobu dělal(a). Může to být jedna i více činností v tom samém čase, takže v každém sloupečku bude jedna nebo více čar. Pokud jste danou činnost dělal(a) více než 30 minut, nakreslete přes příslušná políčka čáru. Pokud jste během některých 30 minut dělal(a) více činností za sebou, zaznačte všechny, i když trvaly méně než 30 minut.*

<sup>5</sup> Pokud je vyplněno více snímků, pro každou aktivitu využívám průměrnou hodnotu z dvou, tří nebo čtyř záznamů.

<sup>6</sup> Kontrolu jsem provedl pro položku Internet, e-mail, sociální sítě, která by mohla být považována za asociální a korelovat negativně s ostatními. Její korelace s ostatními položkami jsou však slabě pozitivní, což napovídá, že v seniorské populaci je využití internetu a sociálních sítí vázáno spíše na aktivnější styl života s více sociálními kontakty.



rozvodu. Sice jde o zúžení a zjednodušení, ale pro generaci současných seniorů bylo manželství naprosto převažující formou dlouhodobých korezidenčních partnerství a jeho případné ukončení je obvykle zásadním životním předělem. Dotazník druhé vlny CHPS obsahoval mimo jiné detailní informace o partnerské dráze respondenta – tedy počátky a konce korezidenčních partnerství delších než šest měsíců včetně určení jejich typu (manželství/kohabitace) a určení typu jejich konce (rozchod/rozvod/ovdovění).<sup>7</sup> Z těchto údajů v kombinaci s věkem respondenta v době daných událostí konstruuji analytické proměnné indikující typy partnerských drah. Abych smysluplně pracoval s partnerskou historií a jejími dopady na život ve vyšším věku, omezují vzorek pouze na jednotlivce nad 60 let, to znamená, že respondenti, jejichž data zpracovávám, se narodili v roce 1956 a dříve. Je tedy třeba si uvědomit, že většina z nich prožila podstatnou část nebo většinu svého rodinného života během komunismu, což s sebou nese specifické okolnosti relativně vysoké a univerzální sňatečnosti v nízkém věku, marginální výskyt nesezdaných soužití, poměrně nízkou míru rozvodovosti, která je situována spíše do dřívějších životních etap. Změny v demografickém chování i pojetí rodiny spojené se společenskou transformací zastihují tyto kohorty ve věku od 33 let dále. V rámci této skupiny je 22 % respondentů, kteří mají zkušenost s rozvodem, 3 % těch, kteří mají zkušenost s rozpadem nesezdaného soužití, a 22 % těch, kteří ovdověli. Celkově má zkušenost s koncem partnerství rozchodem, rozvodem či smrtí partnera 43 % dotázaných ve věku 60 a více let.<sup>8</sup> V dalších analýzách nás bude zajímat, nejen zda se zkušenost rozvodu promítá do současné podoby sociální participace, ale také zda v ní hraje roli časování této události. Proto rozlišujeme pozici této události v rámci životní dráhy na tři kategorie: brzký rozvod (do 34 let – 6 % případů), konvenční rozvod (35–49 let – 9 % případů) a šedý rozvod (50 a více let – 5 % případů).<sup>9</sup> Celkový počet případů, které jsem pro analýzu využil, je dán omezením vzorku na podskupinu osob věku 60 a více let, které vyplnily údaje o partnerské historii a zároveň alespoň jeden časový snímek v průběhu čtyř vln panelového šetření. Takových osob je 2 215.

<sup>7</sup> Otázka zněla: *Řekněte nám prosím něco o svém partnerském životě v minulosti. Odpovězte prosím na otázky a) až g) na této dvojstraně za své jednotlivé partnery/partnerky. Zahrňte pouze partnery/partnerky, s nimiž jste žil(a) ve společné domácnosti po dobu alespoň 6 měsíců. Začněte prvním takovým partnerem/partnerkou a pokračujte až k současnému (pokud je). K mému účelu z otázek a–g využívám f) Jak Váš vztah skončil? Zakřížkujte (kategorie rozvod, rozchod, úmrtí, stále trvá) a g) Pokud Váš vztah skončil, kdy to bylo? Vypište (rok, měsíc).*

<sup>8</sup> Rozvody a rozchody korezidenčních partnerství pro veškerou další analýzu slučuji, neboť rozchody tvoří již příliš malou část případů a navíc 40 % těchto zkušeností se vyskytuje u lidí, kteří se rozvedli (pionýři kohabitace byli rozvedení [srov. Trost 1979]). V následujícím textu budu tedy hovořit obecně o zkušenosti s rozvodem.

<sup>9</sup> Pokud se u některého respondenta vyskytlo více typů rozpadů partnerství, věková kategorie je určena podle posledního. Jestliže má zkušenost s rozvodem i ovdověním, je zařazen do kategorie vdovství/vdovectví, protože tato zkušenost je typicky pozdější. U vdovství a vdovectví časové rozlišení neprovádím, neboť výskyt v mladším věku je ojedinělý.

## Výsledky

V následující sekci představím výsledky analýzy ve třech krocích: v první řadě popíšu rozdíly v čase, jež lidé nad 60 let věnují vybraným aktivitám sociální participace a proparticipativním aktivitám v závislosti na výskytu rozvodu v jejich životní dráze, dále pak tyto výsledky doplním o variantní analýzy s alternativou indikátoru partnerské dráhy i času věnovaného aktivitám, což považuji za vhodné pro triangulaci svých závěrů. V poslední fázi přikročím k analýze formou regresního modelu, jenž shrne vliv rozvodu v životní dráze na souhrnný index sociální participace včetně vlivu kontrolních proměnných.

### *Čas trávený sociálními aktivitami podle partnerské dráhy*

Časové snímky generují technicky vzato sadu kardinálních proměnných, které indikují délky času věnovaného jednotlivým typům aktivit. Jestliže danou aktivitu respondent zaznačil v jakémkoliv půlhodinovém časovém úseku během dne, hodnota proměnné je 0,5 a dále případně nabývá hodnot po půlhodinách podle počtu označených úseků. Pokud se aktivita nevyskytla, hodnota je 0.

Ze srovnání času věnovaného sociální participaci a proparticipativním aktivitám plyne, že lidé, kteří zažili rozvod či ovdověli, se příliš neliší od těch, kteří svůj život prožili v trvajícím manželství či korezidenčním partnerství. Měřeno skrze průměrné časy věnované daným aktivitám i dichotomicky, ve smyslu výskytu daných aktivit<sup>10</sup> je jejich sociální participace prakticky na stejné úrovni.

Aktivitu věnované dětem byly v časovém snímku zachyceny ve dvou kategoriích: (1) *péče o děti (i vnoučata)* a (2) *hraní a povídání si s dětmi/vnoučaty (také čtení, pomáhání s úkoly, doprovod do kroužků)*. První aktivitou strávili dotázaní nad 60 let v průměru 23 minut a hraním či povídáním s dětmi 17 minut. Výsledky srovnané podle partnerských drah jsou na velmi podobné úrovni v případě žen. U mužů sice vidíme drobné rozdíly, ty jsou však pod hranicí statistické i věcné významnosti. Celkově však je patrné, že tyto aktivity vykonávají muži méně často (přibližně v polovičním rozsahu), bez ohledu na partnerskou dráhu.

Péče o dospělé se pochopitelně liší podle partnerské situace a zásadně podle pohlaví, neboť jde nejčastěji o ženskou péči o nemocného partnera nebo rodiče – zde tedy lidé, kteří zažili rozpad partnerství či manželství ve vyšším

<sup>10</sup> Tuto analýzu, jakož i srovnání mediánů, rozptylů, popřípadě podoby box-plotů jsem provedl, nicméně pro stručnost zde prezentuji údaje v průměrech, které dávají výsledky konzistentní s ostatními přístupy. Průměry přepočítávám pro prezentaci v textu na minuty, nicméně je třeba vzít v úvahu, že mediánovou kategorií části daných proměnných je nula, to znamená, že průměry zde ilustrují spíše proporcii výskytu než reálně strávený čas. Ten by se dal odhadnout lépe výpočtem pouze u skupiny, která danou aktivitu vykonávala. To by však prezentaci výsledků zatížilo a vzhledem k tématu by výsledky byly zavádějící, protože já potřebuji, aby průměr vyjadřoval i proporcii nulových hodnot.

věku dosahují výrazně nižších hodnot, protože jednoduše častěji nemají o koho pečovat. Danou aktivitu uvedlo 14 % dotázaných a v průměru jí věnovali muži 7 minut a ženy 19 minut.

Nejčastěji zaznamenávanou aktivitou je samozřejmě trávení času s rodinou či přáteli. Zde uvedlo celkem 79 % lidí, že včerejší den strávili nějaký čas tímto způsobem. Dotazník zde bohužel nedovoluje rozlišit, zda jde o rodinu, či přátele (formulace: *Trávení času/povídání/psaní si s rodinou, přáteli, sousedy*), musíme tedy vystačit s obecným předpokladem, že jde jednoduše o kontakty v nejbližším sociálním okolí respondentů, tedy ty, které by se měly teoreticky nejvíce promítat do různých aspektů jejich života, jako je spokojenost, osamělost, riziko sociálního vyloučení. I v tomto ohledu jsou výsledky překvapivě rozmanité a nesystematické a u mužů ani u žen nelze říci, že zkušenost rozpadu partnerství by takto zaznamenanou míru sociálních kontaktů snižovala – naopak, vyšší hodnoty nalézáme poněkud překvapivě u rozvedených respondentů. Průměrné hodnoty jsou zde pro muže a ženy vyrovnané – okolo 75 minut, přičemž u mužů s rozvodovou zkušeností dosahují až 95 minut.

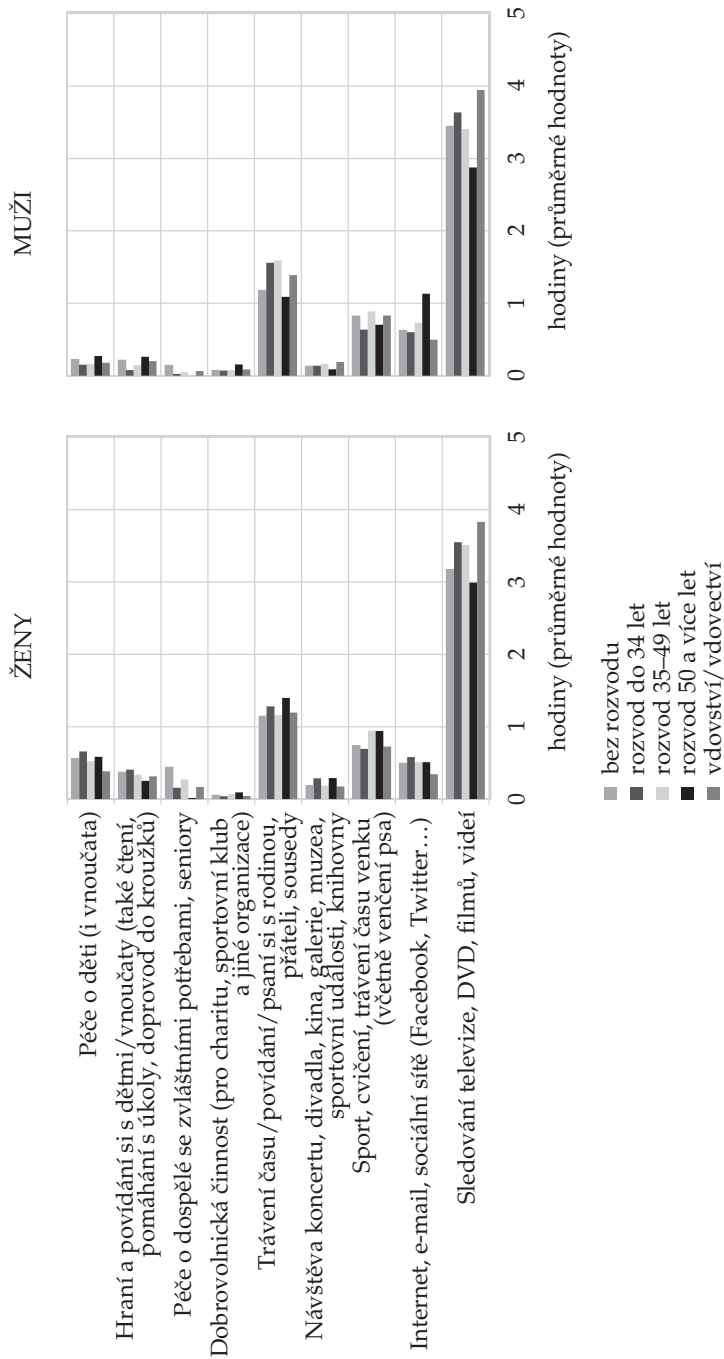
*Dobrovolnická činnost (pro charitu, sportovní klub a jiné organizace)* je aktivita, která se nevyskytuje každodenně, proto její zachycení v časových snímcích je pouze omezené (8 % dotázaných uvedlo tuto aktivitu), nicméně proporce rozdílů v této vzácně zachycené aktivitě napovídá, že muži se jí věnují častěji a tato míra participace u nich roste se zkušeností rozvodu a vyšším věkem při rozvodu. Vdovství podobný efekt nemá.

Z kulturních a sportovních či venkovních aktivit, jimž se lidé nad 60 let věnují, převládá sport, neboť do něj ve formulaci dotazníku spadá širší spektrum aktivit (*sport, cvičení, trávení času venku, včetně venčení psa*). Danou kategorii aktivity vykazalo 61 % dotázaných při průměrné délce okolo 45 minut. Podstatné však je, že ani zde nenacházíme systematické rozdíly v neprospěch rozvedených. Méně častá je *návštěva koncertu, divadla, kina, galerie, muzea, sportovní události, knihovny*, již ve včerejším dni uvádí 19 % dotázaných.

Poslední proparticipativní aktivitou (i když o její povaze může být sporu) je čas věnovaný internetu, e-mailu a sociálním sítím.<sup>11</sup> Danou aktivitu během včerejšího dne uvedlo 46 % respondentů, nejčastěji lidé rozvedení ve vyšším věku, nejméně často vdovy a vdovci. Průměrný čas je také podstatně vyšší u mužů rozvedených později (více než hodinu), dále srovnatelný u všech skupin (30–40 minut) s výjimkou vdov a vdovců (20–30 minut). Zde půjde pravděpodobně částečně o funkci věku.

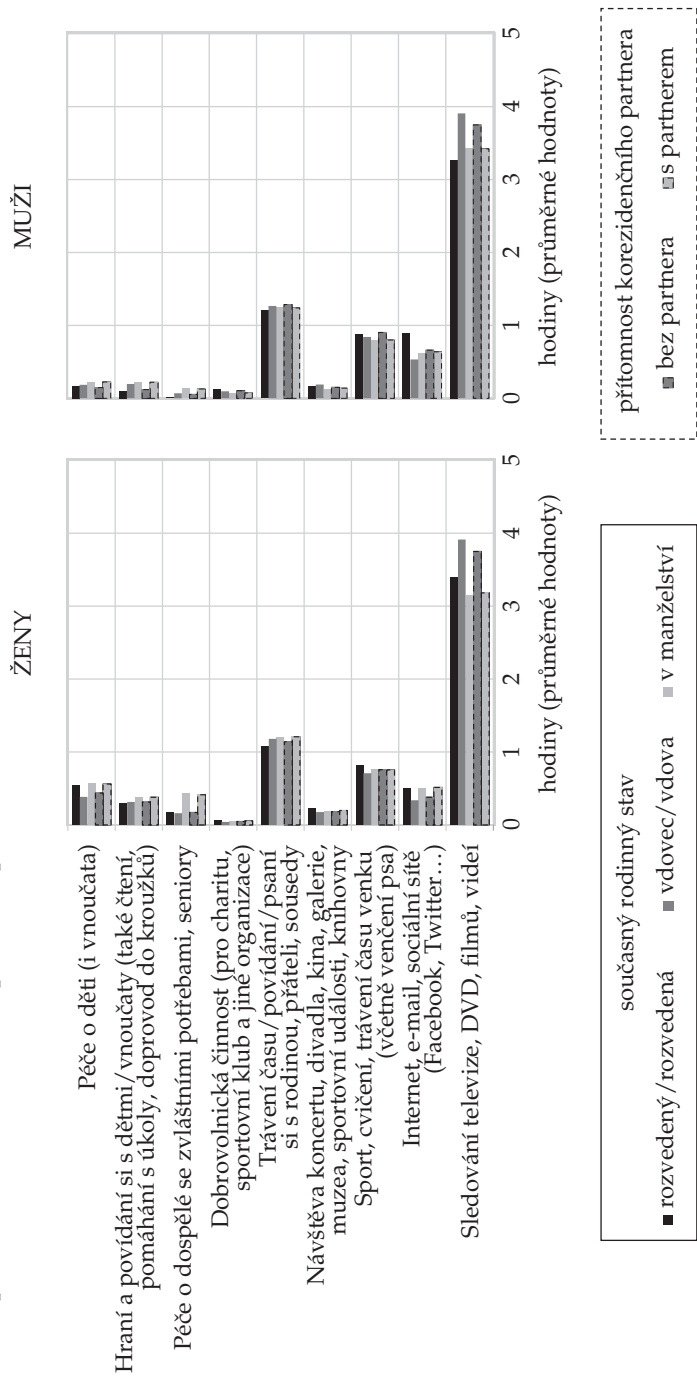
<sup>11</sup> Bohužel opět nelze přesně rozlišit typ aktivit a samotné brouzdání na internetu bychom mohli vnímat spíše jako opak proparticipativní činnosti, nicméně vycházíme jednak z faktu, že ostatní typy činností zde zahrnuté směřují k určité formě komunikace (e-mail, sociální sítě) a že využití internetu v seniorské populaci je často spojeno s hledáním konkrétních informací v souvislosti s off-line aktivitami (například jízdní řády, mapy, programy) a v tomto smyslu je často proparticipativní.

Graf 2. Průměrné hodnoty sociálně participativních a proparticipativních aktivit podle partnerské dráhy a pohlaví



Poznámka: K využití signifikance zde poznamenávám, že ačkoliv celkový vzorek CHPS byl náhodně vybrán a je reprezentativní, jeho zúžení na podmožinu osob, které dobrovolně vyplnily časové snímky, vzdaluje vzorek pravděpodobnostnímu výběru. Užití inferenční statistiky je tedy v daném případě sporné. Rozhodl jsem se tyto údaje pro případ zájmu uvést, nicméně svoje interpretace o ně neopírám (z části i proto, že většina rozdílů je pod hranicí věcné významnosti). Signifikantní jsou rozdíly v kategorii hraní s dětmi, péče, trávení času s rodinou/přáteli, internet, sledování televize. Test Kruskal-Wallis, sig. < 0,05.

Graf 3. Průměrné hodnoty sociálně participativních a proparticipativních aktivit podle současného rodinného stavu / přítomnosti korezidenčního partnera a pohlaví



Poznámka: Signifikantní jsou rozdíly v kategorii hraní s dětmi, péče, dobrovolnictví, internet, sledování televize. Test Kruskal-Wallis, sig. < 0,05.

Jako kontextuální proměnnou používáme sledování televize, neboť televize vítězí kontumačně a její obsesivní sledování lze považovat za inverzní aktivitu k sociálním kontaktům. Jakožto činnost samotná je téměř univerzální (97 % dotázaných uvedlo, že včera sledovali televizi), její rozsah však může napovědět o proporci dané aktivity v životním stylu. Průměrný čas je zde okolo tří hodin a dvaceti minut a nelze říci, že by v závislosti na rozvodové zkušenosti stoupal. Nejdéle sledují televizi vdovci a vdovy (necelé čtyři hodiny v průměru).

#### *Čas trávený sociálními aktivitami podle současného rodinného stavu a partnerské situace*

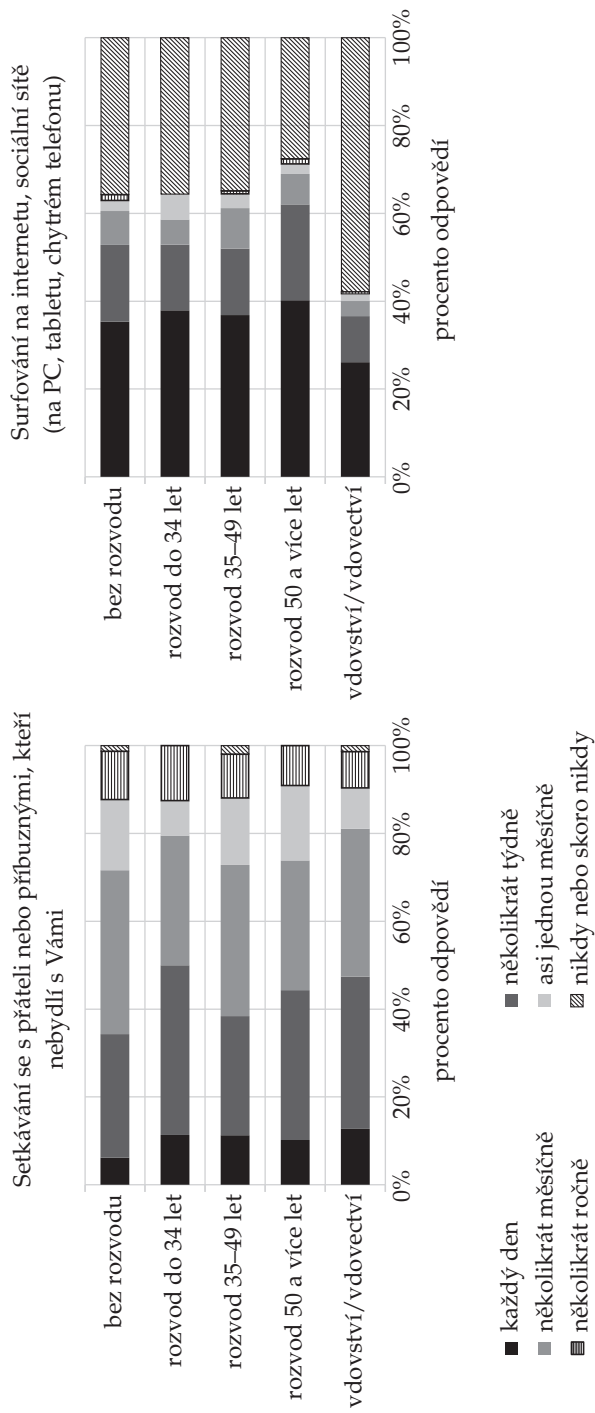
Abych doplnil analýzu také o informaci o současném stavu respondenta, použiji vedle retrospektivního pohledu zjišťujícího výskyt rozvodu v životní dráze také údaj o současném rodinném stavu a partnerské situaci respondentů. Totéž srovnání průměrných časů věnovaných sledovaným aktivitám provádím tedy podle tří kategorií rodinného stavu (kategorii *svobodný* z důvodu nízkého obsazení vynechávám) a dále podle toho, zda respondent žil v době šetření v domácnosti s korezidenčním partnerem/manželem/manželkou. Tato srovnání pro přehlednost sdružuji do jednoho grafu, ačkoliv jde o dvě kategorizace, které se částečně prolínají. I z této analýzy je patrné, že rozvedení či lidé bez korezidenčního partnera se významně neliší ve většině sledovaných oblastí. U žen i u mužů je opět zřetelný rozdíl v péči o dospělé se zvláštními potřebami (u žen významnější), u mužů pak vidíme rozdíl v hraní a povídání si s dětmi, což je sice aktivita nepříliš časově rozsáhlá, ale rozvedení muži jí tráví v průměru polovinu času ve srovnání s ženatými i ovdovělými. Sledováním televize, DVD, filmů a videí tráví čas o něco více vdovy a vdovci, ale lidé rozvedení jsou si v tomto ohledu podobní s ženatými/vdanými.

#### *Subjektivní odhad frekvence sociálních kontaktů*

Pro srovnání s výsledky časových snímků využívám jinou variantu zjišťování času tráveného vybranými aktivitami. Individuální dotazník šetření CHPS obsahoval otázku: *Jak často se ve svém volném čase věnujete následujícím činnostem*, kde byly mimo jiné dvě kategorie relevantní pro tento účel: *setkávání se s přáteli nebo příbuznými, kteří nebydlí s Vámi; surfování na internetu, sociální sítě (na PC, tabletu, chytrém telefonu)*. Zde nejde o srovnání časových údajů, neboť časový snímek a subjektivní četnosti jsou zásadně odlišné metodologie, nicméně porovnání relativních pozic ve vztahu k odhadovaným četnostem daných aktivit je použitelné k triangulaci výsledků. I tato forma otázky dává podobné výsledky jako předchozí metoda: rozdíly mezi udávanou četností těchto forem sociální participace nejsou konzistentní s předpokladem o vlivu partnerské dráhy. Lidé, kteří nezažili rozvod, dokonce uvádějí méně často kontakt s přáteli a příbuznými v každodenní či několikadenní frekvenci.



Graf 4. Subjektivně odhadované frekvence sociálně participativních aktivit podle partnerské dráhy



Poznámka: Test Chí-kvadrát je signifikantní v obou případech, sig. < 0,05.

*Shrnutí souvislostí – regresní model s celkovým časem věnovaným sociálním aktivitám*

Shrnutím času věnovaného jednotlivým participativním aktivitám zachyceným v časových snímcích je součtový index sociální participace.<sup>12</sup> Stručně projdeme základní charakteristiky jeho rozložení. Celkový součet časů věnovaných daným aktivitám nabývá hodnot od 0 do 78 hodin. Součet může přesahovat 24 hodin, neboť respondenti mohli uvést paralelně několik probíhajících aktivit (například kontakt s dětmi i kontakt s rodinou/přáteli včetně například pobytu venku, pokud šlo o společný výlet). Nulovou hodnotu indexu, tedy žádnou aktivitu indikující sociální participaci, vykazuje 9 % dotázaných, průměr je roven 3,7 a medián leží na hodnotě 3. Devadesátý percentil dělí hodnota 7,5 a hodnoty přesahující 24 hodin uvedlo 2,5 % dotázaných.<sup>13</sup>

Vzhledem k tomu, že popisné analýzy naznačují nicotný vliv partnerské dráhy a také s přihlédnutím k poměrně malým počtům případů v jednotlivých kategoriích, nemá smysl budovat příliš složitý model, ale využijí pouze několik základních kontrolních proměnných pro ověření možnosti, že by se při jejich zavedení původní absence vztahu změnila (čili odhalil by se vztah skrytý). V Tabulce 1 jsou shrnuty základní popisné statistiky hodnot celkového indexu sociální participace podle nezávisle proměnných, jež jsou dále použity v regresním modelu, a je z ní patrné, že nezanedbatelné odlišnosti existují mezi vzdělanostními kategoriemi (čas věnovaný daným aktivitám roste se vzděláním), mírné rozdíly nalezneme podle současné partnerské situace (lidé s partnerem mají více kontaktů) a podle věku (rostoucí věk participaci snižuje).

Zmiňované proměnné jsem vložil do modelů lineární regrese a nad rámec hlavních efektů testuji i model s interakcí partnerské dráhy a pohlaví. Kontrolní proměnné, které zahrnuji do modelu lineární regrese vedle charakteristiky partnerské dráhy, jsou: (1) Pohlaví, neboť veškerá literatura poukazuje na fakt, že důsledky rozvodu či partnerských drah obecně jsou genderově strukturované [srov. Zimmermann, Hameister 2019]. Tento rozdíl však není jednoznačný a studie ukazují, že v některých aspektech jsou na tom lépe ženy (sociální kontakt), v jiných muži (ekonomické dopady). (2) Věk – i uvnitř skupiny 60+ je třeba kontrolovat vliv věku, protože je možné předpokládat, že více rozvedených bude v mladších věkových skupinách. Další kontrolní proměnné se týkají možných faktorů resilience: (3) Vzdělání indikuje sociální status a kontroluje, zda do případného vztahu mezi rozvodem a sociální participací neintervenuje status, jenž dovoluje lépe rozvod překonat. (4) Rodičovství a případné sdílení domácnosti s dětmi může podstatně ovlivnit míru kontaktů a zároveň je jeho podoba strukturována partnerskou drahou.

<sup>12</sup> Informace o jeho konstrukci jsou výše v kapitole *Data a metody – Popis závisle proměnné: sociální participace zachycená časovými snímky*.

<sup>13</sup> Z popisu proměnné je patrné její výrazné zešíkmení, proto jsem v modelu lineární regrese pracoval také s její logaritmovanou variantou, nicméně věcné výsledky jsou natolik podobné, že pro snazší interpretaci koeficientů uvádím v tabulce výpočty s původní hodnotou indexu sociální participace v jednotkách hodin.

**Tabulka 1. Základní charakteristiky rozložení indexu sociální participace podle vysvětlujících proměnných použitých v regresním modelu**

		Průměr	Medián	N	Sm. odchylka
Pohlaví	muž	3,45	3,00	953	2,79
	žena	3,81	3,00	1253	3,52
Vzdělání	ZŠ	3,13	2,25	190	3,54
	VYU	3,20	2,63	798	2,82
	SŠ	3,91	3,13	854	3,46
	VŠ	4,30	3,63	364	3,17
Děti	má rezidenční	3,62	2,88	488	3,25
	má nerezidenční	3,75	3,00	1205	3,32
	nemá	3,80	3,17	271	3,12
Současný rodiný stav	rozvedený/rozvedená	3,64	3,13	294	2,60
	vdovec/vdova	3,32	2,67	465	3,26
	v manželství (ref.)	3,76	3,00	1429	3,33
Korezidenční partner	nyní bez partnera	3,42	2,75	693	3,09
	nyní s partnerem (ref.)	3,76	3,00	1513	3,29
Partnerská dráha	bez rozvodu	3,69	3,00	1325	3,33
	rozvod do 35 let	3,78	3,00	129	3,29
	rozvod 35–49 let	3,92	3,63	208	2,54
	rozvod 50 a více let	3,96	3,31	118	2,80
	vdovství/vdovectví	3,29	2,67	426	3,27
Věk (korelace s indexem – Pearsonovo R)			–0,164		

V rámci svého postupu jsem testoval pochopitelně také různé budované varianty modelu. Zejména šlo o výpočty s odlišnými variantami vysvětlované proměnné (indexy měřící složku participace a proparticipativních aktivit zvláště, pouze položka trávení času s rodinou, přáteli) a dále modely s alternativami v pozici vysvětlujících proměnných (dichotomická varianta výskytu rozvodu v životní dráze, aktuální rodinný stav, partnerská situace). Rozdílnost takto specifikovaných modelů měřená informačními kritérii je nízká a modely mají podobně slabé výsledky, co se týče predikční síly (koeficient determinace založený na  $R^2$  okolo 5 %), a závěry z věcného hlediska totožné. V Tabulce 2 tedy prezentuji pouze výsledky pěti nejdůležitějších variant: model A s partnerskou dráhou v pozici vysvětlující proměnné, dále model B se současným rodinným stavem

Tabulka 2. Koefficienty modelů lineární regrese s indexem participace v pozici vysvětlované proměnné – první část

	A: partnerská dráha			B: rodinný stav			C: současné partnerství			model A, interakce s pohlavím			model A, interakce se vzděláním		
	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.
Konstanta modelu	10,09	0,77	0,000	10,11	0,78	0,000	9,94	0,74	0,000	10,14	0,77	0,000	9,97	0,78	0,000
Pohlaví muž	-0,37	0,15	0,015	-0,39	0,16	0,013	-0,42	0,15	0,006	-0,48	0,19	0,012	-0,38	0,15	0,013
žena (ref.)															
Vzdělání ZŠ	-1,26	0,31	0,000	-1,20	0,31	0,000	-1,23	0,31	0,000	-1,23	0,31	0,000	-1,13	0,44	0,011
VYU	-1,21	0,21	0,000	-1,15	0,22	0,000	-1,19	0,21	0,000	-1,21	0,21	0,000	-1,19	0,27	0,000
SŠ	-0,56	0,21	0,009	-0,51	0,21	0,017	-0,54	0,21	0,011	-0,55	0,21	0,009	-0,47	0,26	0,077
VŠ (ref.)															
Děti má rezidenční	-0,25	0,24	0,296	-0,28	0,25	0,259	-0,25	0,24	0,299	-0,24	0,24	0,331	-0,20	0,24	0,401
má nerezidenční	0,08	0,22	0,704	0,05	0,22	0,817	0,07	0,21	0,741	0,08	0,22	0,708	0,09	0,22	0,690
nemá (ref.)															
Partner- ská dráha															
rozvod do 34 let	-0,18	0,31	0,557							-0,03	0,39	0,936	-0,55	0,82	0,502
rozvod 35–49 let	0,06	0,25	0,811							-0,07	0,31	0,819	-0,74	0,64	0,247
rozvod 50 a více let	0,28	0,32	0,371							0,24	0,41	0,563	1,43	0,85	0,093
vдовství/ vdověctví	0,00	0,20	0,981							-0,17	0,24	0,469	0,55	0,51	0,280
bez rozvodu (ref.)															

Tabulka 2. koeficienty modelů lineární regrese s indexem participace v pozici vysvětlované proměnné – druhá část

	A: partnerská dráha			B: rodinný stav			C: současné partnerství			model A, interakce s pohlavím			model A, interakce se vzděláním		
	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.
Současný rodinný stav															
rozvedený/rozvedená				-0,32	0,21	0,135									
vdovec/vdova				-0,06	0,20	0,742									
v manželství (ref.)															
Korezi- denční partner															
nyní bez partnera							-0,18	0,16	0,263						
nyní s partne- rem (ref.)															
Věk				-0,08	0,01	0,000	-0,08	0,01	0,000	-0,08	0,01	0,000	-0,08	0,01	0,000
Interakce s pohlavím										-0,46	0,63	0,463			
muž*rozvod do 34 let										0,33	0,52	0,527			
muž*rozvod 35–49 let															
muž*rozvod 50 a více let										0,09	0,65	0,895			
muž*vdovství/ vdovectví										0,66	0,43	0,125			
muž*bez rozvodu (ref.)															

Tabulka 2. koeficienty modelů lineární regrese s indexem participace v pozici vysvětlované proměnné – třetí část

	A: partnerská dráha			B: rodinný stav			C: současné partnerství			model A, interakce s pohlavím			model A, interakce se vzděláním		
	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.
Interakce se vzděláním															
ZŠ*rozvod do 34 let													-0,03	1,35	0,982
ZŠ*rozvod 35–49 let													0,90	1,11	0,414
ZŠ*rozvod 50 a více let													-2,05	1,60	0,202
ZŠ*vдовství/vdovectví													-0,64	0,74	0,384
ZŠ*bez rozvodu (ref.)															
VYU*rozvod do 34 let													1,13	0,98	0,248
VYU*rozvod 35–49 let													1,20	0,76	0,114
VYU*rozvod 50 a více let													-1,16	1,01	0,254
VYU*vдовství/vdovectví													-0,79	0,59	0,180
VYU*bez rozvodu (ref.)															
SŠ*rozvod do 34 let													-0,01	0,94	0,992
SŠ*rozvod 35–49 let													0,69	0,75	0,353



Tabulka 2. koeficienty modelů lineární regrese s indexem participace v pozici vysvětlované proměnné – čtvrtá část

	A: partnerská dráha			B: rodinný stav			C: současné partnerství			model A, interakce s pohlavím			model A, interakce se vzděláním		
	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.	B	S.E.	sig.
SŠ*rozvod 50 a více let													-1,37	0,96	0,155
SŠ*vдовství/vdovectví													-0,49	0,59	0,406
SŠ*bez rozvodu (ref.)															
Informační kritéria															
AIC	10 149			10 056			10 144			10 154			10 162		
BIC	10 222			10 118			10 199			10 249			10 302		

a model C se současnou partnerskou situací (z důvodů kolinearit nemá smysl zařazovat tyto proměnné do téhož výpočtu). Dále jsou zobrazeny varianty modelu A s interakcemi dvou kontrolních proměnných, pohlaví a vzdělání, s efektem partnerské dráhy. Ať jsou modely jakékoliv, nepřinášejí žádnou podstatnou informaci nad rámec toho, co již bylo řečeno: i při této kontrole je zjevné, že výskyt rozvodu v životní dráze ani jeho časování nehrají podstatnou roli a do sociální participace lidí nad 60 let se nepromítají. Modely ukazují silnější vliv kontrolních proměnných pohlaví, vzdělání a věku než samotné partnerské dráhy, případně ukazují, že relativně nejlépe predikuje sociální participaci současný rodinný stav.

## Diskuse a závěr

Na datech z šetření *Dynamika změny v české společnosti* (CHPS) jsem zjišťoval, do jaké míry se podoba partnerské dráhy (konkrétně výskyt rozvodu/rozpadu korezidenčního partnerství a jeho časování) promítá do sociální participace ve vyšším věku. Ve vzorku osob ve věku 60 a více let jsem srovnával časy věnované přímo aktivitám sociální participace (kontakt s dětmi, rodinou a přáteli, péče) či proparticipativního charakteru (kultura, sport, dobrovolnictví, internet/sociální sítě). Hypotetické předpoklady by se daly shrnout do dvou oblastí: (1) Vliv rozvodu bude patrný v nižší míře sociální participace ve stáří, neboť rozvod je napříč výzkumnou literaturou považován za významný rizikový faktor osamělosti a nízké sociální participace. (2) Pozdější zkušenost s rozvodem povede k výraznějším rozdílům v participaci, neboť resilienční faktory působící v čase jsou tím méně rozvinuté, čím blíže od rozvodu měříme jeho důsledky. Výsledky analýz jsou však v rozporu s oběma předpoklady: míra sociální participace u lidí s různou partnerskou zkušeností se neliší a nehraje roli ani časování rozvodu v jejím rámci. Tento závěr v datech CHPS podporují i variantní analýzy uskutečněné se subjektivním odhadem frekvence kontaktů s přáteli a rodinou v pozici alternativní závisle proměnné a současným rodinným stavem v pozici alternativní nezávisle proměnné. I v těchto dílčích analýzách jsou rozdíly mezi lidmi, kteří ve svém životě zažili rozvod, a ostatními tak malé, že nelze mluvit o jejich věcné významnosti a statistické spolehlivosti.

Jaké je tedy vysvětlení pro tyto výsledky, které nejsou konzistentní s předchozími studiemi na dané téma i teoretickými předpoklady? Stručně a jednoduše shrnuto, následující diskuse se bude pohybovat postupně mezi následujícími vysvětleními, z nichž jakákoliv kombinace je možná: (1) měřím něco jiného a/nebo měřím to špatně, (2) rozvod má dopady, ale resilienční faktory je smažou, (3) rozvod vůbec nemá takové dopady, jak se předpokládalo.

První oblast možných vysvětlení je metodologická a v jejím rámci můžeme uvažovat o různých rovinách argumentů. V nejobecnější rovině je třeba zmínit, že hledání vlivu rozvodu, jenž se udál před mnoha lety, je úloha podobná letecké archeologii, která vyžaduje velkou citlivost měření, a je možné, že čas zahlazuje

stopy rozvodu natolik, že běžnými přístupy již v průřezovém designu nelze důsledky zachytit, přestože jsou v individuální rovině velmi důležité. Mechanismus může být ten, že důsledky, jež jsou bezprostředně po rozvodu typizovány do obvyklých obtíží, se v dlouhodobém horizontu personalizují a přesouvají spíše do psychologické či habituální oblasti. Na druhé straně, pokud platí, že rozvod je významným negativním faktorem, měly by být jeho důsledky patrné v obecných rysech i po mnoha letech. Na konkrétnější úrovni lze proti platnosti mých výsledků argumentovat povahou dat – můžeme část údajů využitou z časového snímku včerejšího dne považovat za validní a reliabilní indikátor sociální participace? Pokud jde o validitu, je nutné brát v úvahu, že zvolená metoda měření indikuje určitou část konceptu sociální participace, která nemusí být plně konzistentní s jinými typy měření. Výskyt sociální participace a proparticipativních aktivit neposkytuje informaci o kvalitě a rozsahu sociálních sítí jednotlivce ani o subjektivním hodnocení jeho pozice v nich, případně pocitech osamělosti. Na druhé straně poskytuje informaci o času věnovaném kontaktům, což je veličina, která dosud v českém prostředí nebyla měřena. Ačkoliv je význam, který jedinec přikládá aktivitám a sociálním kontaktům, zásadním faktorem ovlivňujícím jejich skutečný dopad, vycházím z předpokladu, že sociální participace se musí také odrazit v chování jedinců a projevit se na úrovni měřitelného času tráveného v kontaktu se sociálním okolím. Reliabilita dat je sporná na úrovni jednotlivce. Jak už jsem naznačil v předchozích částech textu, počítám s faktem, že podoba záznamu je výrazně ovlivněna náhodou (tedy tím, jaký byl „včerejší den“). Právě náhoda je však důležitým prvkem, jenž dovoluje agregované údaje považovat za reprezentativní průřez „průměrným dnem“ skupin. Teprve pokud bychom předpokládali systematické zkreslení (například rozvedení lidé by měli tendenci vyplňovat časové snímky systematicky jiným způsobem či v jiný den), byla by data nepoužitelná. Další vysvětlení jsou již založena na předpokladu spolehlivosti a validity souboru i analýz, které jsem použil.

Pro druhou oblast možných vysvětlení je klíčovým pojmem resilience, tedy schopnost překonávat krize a odolávat nepříznivým vlivům.<sup>14</sup> Resilienční faktory tedy mohou způsobit, že po určité době důsledky rozvodu jednoduše nenajdeme. V hrubých rysech si lze představit několik základních faktorů ve vztahu k vyrovnávání rizika snížené sociální participace v důsledku rozvodu: nové partnerství, status umožňující lépe překonávat obtíže, záložní kontakty nezávislé na původní síti či z ní udržené. Pokud jde o partnerství, bylo záměrem mé analýzy soustředit se na efekt rozvodu, ať už po něm následovalo cokoliv. Za tímto přístupem stála úvaha, že pokud je rozvod v literatuře popisován jako hluboká krize, budou se lidé, kteří jej prožili, lišit od ostatních.<sup>15</sup> Naopak většina dosavadních analýz pra-

<sup>14</sup> České jednoslovné výrazy jako houževnatost, odolnost v sobě nezahrnují konotaci odrazu ode dna (re- od salire: znovu- od- skočit), tedy přenesené vyjádření schopnosti uzdravovat se z dopadů něčeho.

<sup>15</sup> Pochopitelně že nepředpokládám shodnou úroveň či povahu důsledků rozvodu u těch, kteří zůstali rozvedení, a těch, kteří vstoupili do nových partnerství.

covala s rozvedenými ve smyslu aktuálního rodinného stavu, což neumožňovalo klást si otázku, zda má rozvod patrné důsledky, i když po něm následuje nové partnerství. Pro kontrolu jsem však srovnal výsledky podle aktuálního rodinného stavu a celkový obraz se nezměnil. Je tedy zřejmé, že tento faktor se v datech neprojevuje. Vyšší sociální status (řečeno nyní obecně, ale v datech indikováno úrovní vzdělání) umožňuje lépe překonávat krize (ostatně je to jedna z jeho definičních vlastností), při kontrole vzdělání bychom tedy měli nalézt důsledky silnější tam, kde je vzdělání nižší. Výsledky však ukazují samostatný vliv vzdělání na sociální participaci, a nikoliv jeho interakci s rozvodovou zkušeností. Roli náhradních kontaktů podporujících resilienci může hrát značná část sociálních sítí jedince. Pro kontrolu jsem vybral nejdůležitější rovinu nejbližších vztahů mimo partnerství – zda respondent má děti, případně s nimi sdílí domácnost. Tato kontrola také nepřináší změnu v neexistenci původního vztahu.

Poslední oblast možných vysvětlení lze shrnout konstatováním, že rozvod nemá tak významné a dlouhodobé důsledky, jak bychom na základě výzkumu a většiny literatury předpokládali. Rozvodový výzkum (zejména v rovině empirických analýz) je dlouhodobě zaměřen na zkoumání téměř výhradně negativních důsledků, na což poukazují někdy i samotní výzkumníci [Hetherington, Stanley-Hagan 1999; Coltrane, Adams 2003; Rappaport 2013]. Teprve v poslední dekádě začíná v různých oblastech porozvodového výzkumu přibývat prací, které naznačují, že důsledky rozvodu nemusejí být tak jednoznačně negativní, jak se dříve předpokládalo [Tilburg, Suanet 2019; Brand et al. 2019]. Jednou příčinou může být paradigmatická změna, druhou změněná pozice rozvodu ve společnostech, kde je zkoumán. S rostoucí společenskou akceptací rozvodu se mění povaha dopadů i jejich subjektivní interpretace. To může znamenat reálnou změnu v měřených proměnných. Nejde tedy jen o resilienční faktory, ale o celkovou míru patologie, která může být nižší než v minulosti.

Důvody, proč patologie spojená s rozvody může během nedávné minulosti a blízké budoucnosti významně oslabovat, leží v následujících oblastech. Rozvod je kulturně akceptovaný a postupně oslabuje či mizí jeho stigma, což snižuje závažnost jeho důsledků (tzv. stigmatizační hypotéza [srov. Kalmijn, Uunk 2009]) včetně rizika sociálního vyloučení. Dále lze říci, že rozvod je integrován do právního řádu moderních společností a také je (společně se sólo mateřstvím) integrován do sociálních politik západních společností, což znamená, že jeho důsledky, zejména pro ženy s dětmi, nejsou tak závažné jako dříve, kdy stabilní rodina znamenala prakticky jedinou možnost ekonomického zajištění. Umenšení ekonomických dopadů tedy otevírá rozvedeným možnosti sociální participace srovnatelné s ostatními. Tyto trendy souvisejí s institucionalizací rozvodu samotného. Institucionalizují se však také nové typy rodičovství po rozvodu (sdílená péče, střídavá péče), jež znamenají naději pro lepší kontakt dětí z rozvedených rodin s oběma rodiči. Tento faktor však v české společnosti bude hrát roli spíše do budoucna. Některé ze zmíněných trendů jsou dílem století, jiné posledních let, nicméně jejich kumulativní efekt narůstá. Zároveň se rozvod posunuje do vyššího věku, což

můž e na jednu stranu znamenat kratší čas k resilienci, na druhé straně snižovat jeho dopady, protože se odehrává v období, kdy nejsou intenzivně a formativně naplňovány rodičovské role.

PETR FUČÍK je odborným asistentem na katedře sociologie Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Výzkumně se zaměřuje na procesy porozvodové adaptace v souvislosti se sociologickými tématy reprodukce, stratifikace a genderu.

## Literatura

- Amato P. R. 2000. „The Consequences of Divorce for Adults and Children.“ *Journal of Marriage and the Family* 62: 1269–1287, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2000.01269.x>.
- Brand, J. E., R. Moore, X. Song, Y. Xie. 2019. „Parental Divorce Is Not Uniformly Disruptive to Children’s Educational Attainment.“ *Proceedings of the National Academy of Sciences* 116 (15): 7266, <https://doi.org/10.1073/pnas.1813049116>.
- Brown S. L., I. F. Lin. 2012. „The Gray Divorce Revolution: Rising Divorce among Middle-aged and Older Adults, 1990–2010.“ *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences* 67B: 731–741, <https://doi.org/10.1093/geronb/gbs089>.
- Brown, S. L., M. R. Wright. 2019. „Divorce Attitudes Among Older Adults: Two Decades of Change.“ *Journal of Family Issues* 40 (8): 1018–1037, <https://doi.org/10.1177/0192513X19832936>.
- Cancian, M., D. R. Meyer. 1998. „Who Gets Custody?“ *Demography* 35: 147–157, <https://doi.org/10.2307/3004048>.
- Cancian, M., D. R. Meyer, P. R. Brown, S. T. Cook. 2014. „Who Gets Custody Now? Dramatic Changes in Children’s Living Arrangements after Divorce.“ *Demography* 51: 1381–1396, <https://doi.org/10.1007/s13524-014-0307-8>.
- Coltrane, S., M. Adams. 2003. „The Social Construction of the Divorce ‘Problem’: Morality, Child Victims, and the Politics of Gender.“ *Family Relations* 52 (4): 363–372, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2003.00363.x>.
- Crowley, J. E. 2019a. „Once Bitten, Twice Shy? Gender Differences in the Remarriage Decision after a Gray Divorce.“ *Sociological Inquiry* 89 (1): 150–176, <https://doi.org/10.1111/soin.12253>.
- Crowley, J. E. 2019b. „Gray Divorce: Explaining Midlife Marital Splits.“ *Journal of Women & Aging* 31 (1): 49–72, <https://doi.org/10.1080/08952841.2017.1409918>.
- ČSÚ. 2019. *Roční časové řady* [online]. Český statistický úřad [cit. 25. 11. 2019]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo\\_hu](https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo_hu).
- Dahlberg, L., L. Andersson, C. Lennartsson. 2018. „Long-term Predictors of Loneliness in Old Age: Results of a 20-year National Study.“ *Aging, Mental Health* 22 (2): 190–196, <https://doi.org/10.1080/13607863.2016.1247425>.
- Dykstra P. A., J. De Jong Gierveld. 2004. „Gender and Marital-history Differences in Emotional and Social Loneliness among Dutch Older Adults.“ *Canadian Journal on Aging* 23: 141–155, <https://doi.org/10.1353/cja.2004.0018>.
- Hank, K. 2007. „Proximity and Contacts Between Older Parents and Their Children:

- A European Comparison." *Journal of Marriage and Family* 69: 157–173, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2006.00351.x>.
- Hetherington, E. M., M. Stanley-Hagan. 1999. „The Adjustment of Children with Divorced Parents: A Risk and Resiliency Perspective." *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 40: 129–140, <https://doi.org/10.1111/1469-7610.00427>.
- Holt-Lunstad J., T. B. Smith, B. Layton. 2010. „Social Relationships and Mortality Risk: a Meta-analytic Review." *PLOS Medicine* 7: 1–20, <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1000316>.
- Holt-Lunstad J., T. B. Smith, M. Baker, T. Harris, D. Stephenson. 2015. „Loneliness and Social Isolation as Risk Factors for Mortality: A Meta-analytic Review." *Perspectives on Psychological Science* 10: 227–237, <https://doi.org/10.1177/1745691614568352>.
- Hubatková, B., M. Petrová Kafková. 2017. „Frequency and Intensity of Contact between Ageing Parents and their Adult Children in the Czech Republic: Exploration of Selected Predictors." *Sociológia* 49 (6): 657–672.
- Cherlin, A. J. 2004. „The Deinstitutionalization of American Marriage." *Journal of Marriage and Family* 66 (4): 848–861, <https://doi.org/10.1111/j.0022-2445.2004.00058.x>.
- Cherlin, A. J. 2020. „Degrees of Change: An Assessment of the Deinstitutionalization of Marriage Thesis." *Family Relations* 82 (1): 62–80, <https://doi.org/10.1111/jomf.12605>.
- Ivanova, K., M. Kalmijn, W. Uunk. 2013. „The Effect of Children on Men's and Women's Chances of Re-Partnering in a European Context." *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie* 29 (4): 417–444, <https://doi.org/10.1007/s10680-013-9294-5>.
- Kalmijn, M., J. De Vries. 2009. „Change and Stability in Parent–Child Contact in Five Western Countries." *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie* 25 (3): 257–276, <https://doi.org/10.1007/s10680-008-9176-4>.
- Kreidl, M., B. Hubatková. 2017. „Rising Rates of Cohabitation and the Odds of Repartnering: Does the Gap Between Men and Women Disappear?" *Journal of Divorce & Remarriage* 58 (7): 487–506, <https://doi.org/10.1080/10502556.2017.1343580>.
- Lakomý, M., M. Petrová Kafková. 2017. „Resilience as a Factor of Longevity and Gender Differences in Its Effects." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 53 (3): 369–392, <https://doi.org/10.13060/00380288.2017.53.3.336>.
- Lampraki C., D. S. Jopp, D. Spini, D. Morselli. 2019. „Social Loneliness after Divorce: Time-Dependent Differential Benefits of Personality, Multiple Important Group Memberships, and Self-Continuity." *Gerontology* 65: 275–287, <https://doi.org/10.1159/000494112>.
- Leopold, T. 2018. „Gender Differences in the Consequences of Divorce: A Study of Multiple Outcomes." *Demography* 55 (3): 769–797, <https://doi.org/10.1007/s13524-018-0667-6>.
- Lin, I.-F., S. L. Brown, M. R. Wright, A. M. Hammersmith. 2018. „Antecedents of Gray Divorce: A Life Course Perspective." *The Journals of Gerontology: Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 73 (6): 1022–1031, <https://doi.org/10.1093/geronb/gbw164>.
- Malcolm, M., H. Frost, J. Cowie. 2019. „Loneliness and Social Isolation Causal Association with Health-related Lifestyle Risk in Older Adults: A Systematic Review and Meta-analysis Protocol." *Syst Rev* 8: 48, <https://doi.org/10.1186/s13643-019-0968-x>.
- Maslauskaitė, A., M. Baublytė. 2015. „Gender and Re-partnering after Divorce in Four Central European and Baltic Countries." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 51 (6): 1023–1046, <https://doi.org/10.13060/00380288.2015.51.6.227>.
- Pinquart, M. 2003. „Loneliness in Married, Widowed, Divorced, and Never-Married Older Adults." *Journal of Social and Personal Relationships* 20 (1): 31–53, <https://doi.org/10.1177/02654075030201002>.



- Poortman, A.-R., B. Hewitt. 2015. „Gender Differences in Relationship Preferences after Union Dissolution.“ *Advances in Life Course Research* 26: 11–21, <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2015.07.002>.
- Rappaport, S. 2013. „Deconstructing the Impact of Divorce on Children.“ *Family Law Quarterly* 47 (3): 353–377.
- Smith K., C. Victor. 2019. „Typologies of Loneliness, Living Alone and Social Isolation, and Their Associations with Physical and Mental Health.“ *Ageing, Society* 39: 1709–1730, <https://doi.org/10.1017/S0144686X18000132>.
- Štípková, M. 2019. „Marital Status, Close Social Network and Loneliness of Older Adults in the Czech Republic.“ *Ageing and Society*, <https://doi.org/10.1017/S0144686X19001442>.
- Tilburg, T. G., M. J. Aartsen, S. V. Pas. 2015. „Loneliness after Divorce : A Cohort Comparison among Dutch Young-Old Adults.“ *European Sociological Review* 31 (3): 243–252, <https://doi.org/10.1093/esr/jcu086>.
- Tilburg, T. G., B. Suanet. 2019. „Unmarried Older People: Are They Socially Better Off Today?“ *The Journals of Gerontology: Series B*. 74 (8): 1463–1473, <https://doi.org/10.1093/geronb/gby120>.
- Tomassini, C., S. Kalogirou, E. Grundy, T. Fokkema, P. Martikainen, M. Groenou, A. Karisto. 2004. „Contacts Between Elderly Parents and Their Children in Four European Countries: Current Patterns and Future Prospects.“ *European Journal of Ageing* 1: 54–63, <https://doi.org/10.1007/s10433-004-0003-4>.
- Vozikaki, M., A. Papadaki, M. Linardakis, A. Philalithis. 2018. „Loneliness among Older European Adults: Results from the Survey of Health, Aging and Retirement in Europe.“ *Journal of Public Health* 26: 613–624, <https://doi.org/10.1007/s10389-018-0916-6>.
- Weldrick, R., A. Grenier. 2018. „Social Isolation in Later Life: Extending the Conversation.“ *Canadian Journal on Aging / La Revue Canadienne Du Vieillissement* 37 (1): 76–83, <https://doi.org/10.1017/S071498081700054X>.
- Wu, Z., C. M. Schimmele. 2005. „Repartnering after First Union Disruption.“ *Journal of Marriage and Family* 67 (1): 27–36, <https://doi.org/10.1111/j.0022-2445.2005.00003.x>.
- Zimmermann, O., N. Hameister. 2019. „Stable Cohabital Unions Increase Quality of Life: Retrospective Analysis of Partnership Histories also Reveals Gender Differences.“ *Demographic Research* 40: 657–692, <https://doi.org/10.4054/DemRes.2019.40.24>.
- Žilínčíková, Z., M. Kreidl. 2018. „Grandparenting after Divorce: Variations across Countries.“ *Advances in Life Course Research* 38 (1): 61–71, <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.08.003>.